Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 33, No. 3, Fall 2019, p. 221-237

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۳، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۸، ص. ۲۳۷-۲۲۱

تحلیل اثرات پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس بر انتشار CO_2: به کارگیری رهیافت‌های رگرسیون تفاضل در تفاضل و جورسازی براساس نمره‌ی تمایل

اسماعیل پیش‌بهار[1*]- فاطمه ثانی[2]- محمد قهرمانزاده[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۲۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۲

چکیده

در دهه‌های اخیر پدیده تغییر آب و هوا به عنوان نگرانی عمده‌ی جوامع جهانی مطرح بوده است. بنابراین جامعه بین الملل اقداماتی را در پاسخ به این مشکلات به عمل آورده است که از جمله می‌توان به انعقاد معاهده‌های پروتکل کیوتو و توافق‌نامه‌ی پاریس اشاره نمود. هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی اثرات تعهد کشورهای عضو پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس در میزان انتشار آلاینده CO_2 می‌باشد. برای بررسی این مسئله از دو رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل (DiD) و جورسازی براساس نمره تمایل (PSM) استفاده گردید. نتایج رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل بیانگر آن است که تعهد کشورهای پیشرفته در پروتکل کیوتو سبب کاهش انتشار CO_2 به میزان ۱/۸۹ درصد و بر اساس رهیافت PSM سبب کاهش ۱/۷۶ درصد شده است. در توافق‌نامه‌ی پاریس نیز تعهد کشورهای در حال توسعه با استفاده از رهیافت‌های DiD و PSM به ترتیب سبب کاهش انتشار CO_2 به میزان ۱/۲۱ و ۱/۴۵ درصد گردیده است. براساس آنچه ارائه شد، اگر چه این معاهده‌های بین‌المللی در کاهش انتشار CO_2 موفقیت‌آمیز عمل کرده‌اند ولی میزان کاهش انتشار این آلاینده کمتر از میزان تعهد کشورها می‌باشد چرا که پروتکل کیوتو کشورهای صنعتی را ملزم به کاهش نشر آلاینده‌ها تا حداقل ۵ درصد نموده بود. از این رو پیشنهاد می‌گردد در جهت حفظ محیط‌زیست، اجرای تعهدات کشورها در توافق‌نامه‌های مذکور پیگیری گردد تا با همکاری همه‌ی کشورها، کاهش فزاینده‌ای در انتشار آلاینده CO_2 به وجود آید.

واژه‌های کلیدی: پروتکل کیوتو، توافق‌نامه پاریس، رهیافت جورسازی براساس نمره تمایل، رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل

مقدمه

گازهای گلخانه‌ای یکی از منابع مهم تهدیدکننده محیط‌زیست محسوب می‌شود، به نحوی که انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از سوخت‌های فسیلی و سایر فعالیت‌های انسانی تهدیدی جدی برای افزایش دمای کره‌ی زمین هستند. از طرفی بخش قابل توجهی از تغییرات آب و هوایی و گرمایش جهانی را می‌توان علاوه بر افزایش آلاینده‌های هوا، ناشی از وارونگی حرارتی و اثر گلخانه‌ای به خصوص غلظت گاز CO_2 در اتمسفر دانست (۸). از این‌رو، افزایش قابل ملاحظه‌ی گاز دی‌اکسید کربن در دهه‌های اخیر به تبع رشد و توسعه‌ی صنعتی، توجه بیشتری را به منظور مقابله و جلوگیری از اثرات مخرب آن به خود جلب کرده است.

در سال‌های اخیر، از طریق معاهده‌های مربوط به نظارت بر تخلیه‌ی ضایعات در اقیانوس‌ها و توافق‌نامه‌های بین‌المللی در مورد کنترل تخریب لایه‌ی ازن، کوشش‌هایی در زمینه اعمال مدیریت جهانی به عمل آمده است (۱۲). چرا که خطرها و چالش‌های زیست محیطی نه یک مسئله داخلی بلکه یک مسئله جهانی است.

دانشمندان جهان از سال ۱۹۸۸ درباره‌ی اثرات گرمایش زمین هشدارهای جدی دادند و سازمان ملل متحد ناچار شد برای مقابله با این اثرات، معاهده‌ای به نام «کنوانسیون تغییرات آب و هوا» را سال ۱۹۹۲ به تصویب کشورها برساند. ضمیمه‌ی یک آن شامل نام کشورهای توسعه‌یافته‌ای است که باید مقدار گازهای گلخانه‌ای خود را کاهش دهند. در این کنوانسیون، برای کشورهای در حال توسعه (نظیر ایران) چون جزو ضمیمه یک نیستند، هیچ تعهدی برای کاهش گازهای گلخانه‌ای در نظر گرفته نشد. با گذشت ۵ سال از امضای کنوانسیون، اختلافات بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه بر سر اجرای کنوانسیون همچنان وجود داشت تا اینکه سال در ۱۹۹۷ در شهر کیوتو متن پروتکلی به امضا رسید که اختلافات را به حداقل

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشیار، دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول: Email: Pishbahar@yahoo.com)

DOI: 10.22067/jead2.v33i3.72539

رساند و اجرای کنوانسیون را تسهیل کرد. این پروتکل که به پروتکل کیوتو موسوم است، باعث شد تا تمام کشورهای پیشرفته کنوانسیون تغییرات آب و هوا، پروتکل کیوتو را امضا کنند. پروتکل کیوتو کشورهای صنعتی را ملزم به کاهش نشر گازهای گلخانه‌ای مشترک تا حداقل ۵٪ نسبت به نشر سال ۱۹۹۰ (در فاصله زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲) نموده است (۲۵). در ایران بسیار دیر و تقریباً همزمان با روسیه، قانون الحاق به این پروتکل از سوی مجلس تصویب شد. نپیوستن ایران به پروتکل دو ضرر به ایران داشت. اول آنکه پس از چند سال ایران مجبور بود به به تاخیر انداختن آن تنها موجب پیچیده‌تر شدن این موضوع در آینده بود و از سوی دیگر این به معنای از دست دادن امکاناتی بود که به موجب پروتکل کیوتو به کشورهای در حال توسعه تعلق می‌گرفت. ایران با دیر پیوستن به پروتکل و با بیش از یک سال تاخیر، بیش از یک میلیارد خسارت به دلیل استفاده نکردن از پروژه‌های مکانیسم پاک به خود وارد کرد. اما نکته حائز اهمیت این است که براساس گزارش ملی در سال ۱۹۹۴ میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای توسط ایران ۳۵۰ میلیون تن اعلام شد که امروزه بیش از ۴۲۰ میلیون تن در سال رسیده است که این رقم ایران را در زمره کشورهای جهان از نظر میزان انتشار در رتبه هجدهم قرار داده است.

دوره‌ی اول اجرای پروتکل کیوتو از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ بود و بعدا دوره دوم آن از ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰ به تصویب رسید ولی برخی کشورهای توسعه یافته اجرای دوره دوم پروتکل کیوتو را نپذیرفتند. علت نپذیرفتن دوره‌ی دوم، آن بود که برخی کشورهای در حال توسعه نظیر چین، هند، برزیل و آفریقای جنوبی، بیش از کشورهای متعهد شده، گاز گلخانه‌ای منتشر می‌کردند و کشورهای معترض اعتقاد داشتند اجرای مرحله دوم پروتکل کیوتو بدون مشارکت اینگونه کشورهای در حال توسعه منجر به کنترل درجه حرارت کره زمین نمی شود.

اوج شکل‌گیری و ثمردهی این ساز و کار در کنفرانس پاریس در سال ۲۰۱۵ بود. در این توافق‌نامه، نمایندگان ۱۹۵ کشور در پاریس گرد هم آمدند تا تعهدات خود را برای کاهش گازهای گلخانه‌ای تعیین کنند. بدیهی است این تعهدات فراتر از پروتکل کیوتو است و شامل کشورهای در حال توسعه نیز می‌شود. میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای برخی کشورهای در حال توسعه به دلیل رشد اقتصادی بالایی که در سال‌های اخیر کسب کرده‌اند، از کشورهای توسعه یافته نیز فراتر رفته است. در توافق‌نامه پاریس، تعهدات کشورها به کاهش گازهای گلخانه‌ای، به صورت داوطلبانه به تصویب رسید و مقرر شد هر کشور متناسب با رشد اقتصادی، برنامه‌های توسعه‌ای و فناوری‌های در دسترس، میزان کاهش گازهای گلخانه‌ای را به‌طور داوطلبانه تعهد کند.

در ایران نیز توافق‌نامه پاریس در سال ۱۳۹۵ در مجلس شورای اسلامی با تعداد رای بالا به تصویب رسید. سهم مشارکت ایران بر اساس توافق‌نامه پاریس برای کاهش گازهای گلخانه‌ای ۴ درصد تا سال ۲۰۳۰ است و در صورت امکان رفع تحریم‌ها، انتقال فناوری و خرید گواهی‌های کربن پتانسیل کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای به میزان ۸ درصد اضافه (در مجموع ۱۲ درصد) را دارد. اتحادیه اروپا نیز متعهد به کاهش ۴۰ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای شده و همچنین کشورهای افغانستان، الجزایر، پاکستان و آذربایجان به ترتیب کاهش ۱۳، ۷، ۲۰ و ۳۵ درصدی را اعلام کرده‌اند (۲۹).

با توجه به اهمیت گرمایش جهانی و سیر صعودی افزایش درجه حرارت زمین و تأثیرات مخرب فراوانی که این پدیده بر بخش‌های مختلف اقتصاد و محیط‌زیست می‌گذارد، هدف تحقیق حاضر مطالعه تأثیر عضویت کشورها در پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس بر میزان انتشار CO_2 می‌باشد. یکی از روش‌های سنجش اثر سیاست مذکور (عضویت در هر کدام از معاهده‌ها) بر میزان انتشار CO_2، مقایسه کشورهای عضو معاهده با سایر کشورهای غیر عضو می‌باشد. میانگین‌گیری از متغیر مورد مطالعه (میزان CO_2) در کشورهای عضو و سایر کشورها یک تقریب موجه و پذیرفتنی از برنامه (سیاست) را در اختیار پژوهشگر قرار نمی‌دهد؛ زیرا که وضعیت کشورها حتی در دوره پیش از اجرای سیاست لزوماً یکسان نیست. متغیرهای بسیاری بر انتشار CO_2 در این گروه از کشورهارا را تحت تأثیر خود قرار داده است و بدون درنظر گرفتن این متغیرها نمی‌توان از مقایسه‌ی بین دو گروه به سنجش اثر عضویت در هر کدام از معاهده‌ها پرداخت.

در ارزیابی اثر سیاست بر رفتار یا عملکرد یک واحد اقتصادی، به طور آشکار امکان مشاهده و ارزیابی متغیر مورد مطالعه برای یک فرد خاص در دو حالت شرکت در برنامه و عدم شرکت در برنامه وجود ندارد؛ زیرا که یا فرد در برنامه مشارکت داشته است (گروه تیمار) یا مشارکت نداشته است (گروه کنترل). با مقایسه مقدار متغیر مورد مطالعه در دوره پس از اجرای برنامه با دوره قبل از اجرای برنامه نیز نمی‌توان قضاوت کرد که اجرای برنامه این نتیجه را به دنبال داشته است. همچنین نمی‌توان زمان را به عقب برگرداند و در معرض سیاست بودن فرد را تغییر داد. یعنی یکبار در معرض سیاست قرار بدهد و سپس به گذشته باز گردد و فرد را از در معرض سیاست بودن، حذف کند. یکی از کارهای مهم یافتن متغیری است که بتواند جانشین مناسب برای افرادی باشد که در معرض سیاست بوده‌اند که به این متغیر، مقدار تصوری[1] گویند.

از جمله روش‌های موجود برای تعیین اثر سیاست‌های اجرا شده، رهیافت‌های «جورسازی بر اساس نمره تمایل[2]» (PSM) و

1- Counterfactual
2- Propensity Score Matching

«رگرسیون تفاضل در تفاضل[1]» (DiD) است. به منظور به کارگیری این رهیافت‌ها در ارزیابی و یا تعیین میزان موفقیت سیاست اجرا شده، بایستی دو دسته وجود داشته باشد که یکی از دسته‌ها به صورت داوطلبانه و یا حتی ناخواسته تحت تأثیر سیاست مداخله‌جویانه یا هدایت‌گرایانه دولت و یا هر نهاد دیگر قرار گرفته باشد و دسته‌ای دیگر، در معرض اجرای سیاست قرار نگرفته باشد (۱۵).

از جمله مطالعات داخلی که به بررسی پروتکل کیوتو و اثرات آن پرداخته است می‌توان به مطالعات رحیمی و بختیار (۲۵) اشاره کرد. در این مطالعه ایشان به بررسی پروتکل کیوتو و اثرات آن بر اقتصاد جهان پرداختند. نتایج نشان داد که چنانچه پروتکل کیوتو با مشارکت کامل کشورهای ضمیمه یک به اجرا درنیاید اثرات زیانبار ناشی از اجرای آن بر قیمت‌های جهانی نفت خام و نیز اقتصاد ایران به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش خواهد یافت. محمدی و همکاران (۲۱) پیامدهای اقتصادی- محیط زیستی گرمایش جهانی با تأکید بر دستاوردهای اجرای پروتکل کیوتو را ارزیابی نمودند. نتایج بررسی شاخص‌های معیار در ارتباط با گرمایش جهانی نشان داد که با توجه به اینکه کشورهای صنعتی با در نظر گرفتن سیاست‌های مختلف اقتصادی سعی در انجام تعهدات خود در راستای کاهش گازهای گلخانه‌ای داشته‌اند، اما همچنان روند جهانی با افزایش تولید و انتشار مواجه است. هاشمی و همکاران (۱۴) به بررسی اثرات متغیرهای اقتصادی، کارایی انرژی و پروتکل کیوتو بر انتشار دی اکسید کربن با بکارگیری اطلاعات ۵۴ کشور برای گروه کشورهای منا و OECD پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که رشد اقتصادی، رشد جمعیت و سهم بخش صنعت از تولید ملی اثر مثبت و معنی‌داری بر سطح انتشار دی اکسید کربن داشته و در مقابل کارایی انرژی و پذیرش پروتکل کیوتو عموماً باعث کاهش انتشار آلاینده‌ها شده‌اند.

آرتس و جانسن (۲) تأثیر اجرای پروتکل کیوتو را بر اقتصاد دو کشور عضو اوپک، ایران و عربستان پرداختند. نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهد که با توجه به وابستگی ۶۰ درصدی به درآمدهای نفتی، این دو کشور تمایل چندانی به اجرای پروتکل کیوتو که با کاهش خرید سوخت‌های فسیلی و کاهش درآمدهای نفتی نیز همراه است، نداشته باشند. اما از سوی دیگر اعمال مشوق‌های مای در پروتکل کیوتو برای کشورهای آسیب‌پذیر فرصت‌هایی را برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فراهم خواهد نمود. بارگویی و همکاران (۵) با استفاده از مدل STIRPAT به بررسی تأثیر متغیرهای جمعیت، تکنولوژی، رشد اقتصاد و پروتکل کیوتو با توجه به گروه‌بندی کشورها بر اساس درآمد و منطقه جغرافیایی پرداختند که نتایج مطالعات حاکی از اثر منفی جمعیت و رشد اقتصادی بر محیط زیست است. همچنین نتایج نشان دهنده اثر منفی پروتکل کیوتو بر کاهش انتشار آلاینده‌ها در تمامی کشورهای اروپایی بوده است. یافته‌ها نیز حاکی از آن است که پروتکل کیوتو تأثیر معنی‌داری بر میزان انتشار آلاینده‌ها در شمال آمریکا و جنوب آفریقا نداشته است.

مرور مطالعات و بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که مطالعات اندکی به بررسی ارزیابی سیاست‌های متفاوت اجرا شده در داخل کشور با استفاده از روش جورسازی پرداخته‌اند. از جمله مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه‌ی شاهنوشی و همکاران (۲۶) در زمینه تأثیر بکارگیری فارغ‌التحصیلان بر بهره‌وری واحدهای علوم دامی، شعبان-زاده و همکاران (۲۸) در تعیین نقش اعتبارات بنگاه‌های زود بازده در توسعه صنعت دامپروری، کشاورز حداد و حیدری (۱۷) برای ارزیابی سیاست نوع وثیقه در ارزش اعتباری شرکت‌ها و جیره‌بندی وام، فریادرس و همکاران (۱۱) برای تحلیل اقتصادی و رفاهی خرید تضمینی شیر و پیش‌بهار و همکاران (۲۳) به منظور سنجش اثر اجرای سیاست قیمت تضمینی جو اشاره نمود. از جمله مطالعات خارج از کشور در زمینه‌ی رهیافت جورسازی در خارج از کشور می‌توان به مطالعات دهجیا و وهابا (۹)، لیست و همکاران (۱۹)، مندولا (۲۰)، پوفایل و ویس (۲۴)، چادگر و کوئین (۷)، پن (۲۲) و گرانلود و مارتیز (۱۳) اشاره نمود. در ادبیات اقتصادی کشور، مطالعه‌ای در خصوص ارزیابی سیاست با بکارگیری رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل صورت نپذیرفته است. از این رو مطالعه حاضر سعی دارد که به صورت ویژه با کاربرد رهیافت‌های رگرسیون تفاضل در تفاضل (DiD) و جورسازی براساس نمره‌ی تمایل (PSM) در تحلیل اثر عضویت کشورها در توافق‌نامه‌های کیوتو و پاریس بر میزان انتشار CO_2 بپردازد.

مواد و روش‌ها

روش‌های محاسبات اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش در شاخه روش‌های ارزیابی اثر سیاست قرار می‌گیرد. رگرسیون تفاضل در تفاضل و جورسازی براساس نمره تمایل از جمله رهیافت‌های مختلفی است که برای ارزیابی سیاست به کار گرفته می‌شود. در روش نخست ارزیابی اثر برنامه با به کارگیری متغیر دودویی سیاست و نیز متغیر دودویی پیش و پس از اجرای سیاست انجام می‌شود. در حالی که در روش دوم نیاز به یک دوره است. مقدار مشاهده شده متغیر مورد مطالعه برای کشور iام با Y_i نشان داده می‌شود. پرسش اصلی این است که آیا در معرض سیاست بودن، سطح Y_i (متغیر مورد مطالعه مانند میزان انتشار CO_2) را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا خیر.

الف) رگرسیون تفاضل در تفاضل: به منظور ارزیابی اثر سیاست اجرا شده بر مقدار Y_i فرض می‌شود که اگر فرد در گروه اجرای سیاست قرار گرفته باشد، $T_i = 1$ و در غیر این صورت، $T_i = 0$. همچنین برای Y_i، دو دوره زمانی پیش و پس از اجرای

1- Difference in Diference

سیاست در نظر گرفته شده که اندیس‌های ۰ و ۱ به ترتیب برای دوره زمانی پیش و پس از اجرای برنامه به کار گرفته می‌شود. اندیس i نشانگر کشور iام $i=1,...,N$ و بالانویس T و C به ترتیب برای نشان دادن گروه تیمار و کنترل به کار گرفته می‌شود. متغیر وابسته‌ی مورد مطالعه را می‌توان به صورت رابطه (۱) نوشت.

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta (T_i . t_i) + u_i \quad (۱)$$

که در آن t متغیر زمان $t \in \{0,1\}$ و T_i متغیر دو حالته مربوط به در معرض سیاست قرار گرفتن کشور است. هدف یک پژوهش ارزشیابی اثر برنامه، یافتن یک تخمین خوب برای δ، یعنی یافتن $\hat{\delta}$ با استفاده از داده‌های موجود است. امید ریاضی متغیر وابسته برای هر یک از چهار حالت، پیش و پس از اجرا، گروه کنترل و گروه آزمایش به صورت روابط (۲) تا (۵) می‌باشد (۱۸):

$$E(Y_i | T_i = 1, t_i = 0) = \alpha + \beta \quad (۲)$$

$$E(Y_i | T_i = 1, t_i = 1) = \alpha + \beta + \gamma + \delta \quad (۳)$$

$$E(Y_i | T_i = 0, t_i = 0) = \alpha \quad (۴)$$

$$E(Y_i | T_i = 0, t_i = 1) = \alpha + \gamma \quad (۵)$$

اگر تخمین‌زن اثر اجرای سیاست به صورت تفاضل در Y_i برای دو دوره پیش و پس از اجرای سیاست، تنها برای گروه آزمایش محاسبه شود، آنگاه رگرسیون $Y_i = \alpha_1 + \delta_1 T_i + u_i$ برآورد گردیده و برآوردگر حداقل مربعات معمولی δ_1 به صورت تفاضل در میانگین نمونه Y_i برای دو گروه آزمایش برای دو دوره‌ی پیش و پس از اجرای برنامه $\hat{\delta}_1 = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T$ به دست می‌آید که در آن $\bar{Y}_1^T$ و $\bar{Y}_0^T$ به ترتیب برابر $E(Y_1^T)$ و $E(Y_0^T)$ هستند. از این‌رو، با به کارگیری (۱) رابطه (۶) حاصل می‌گردد:

$$E(\hat{\delta}_1) = E(\bar{Y}_1^T) - E(\bar{Y}_0^T) = [\alpha+\beta+\gamma+\delta] - [\alpha+\beta] = \gamma + \delta \quad (۶)$$

که در آن $\hat{\delta}$ یک تخمین‌زن اریب برای δ بوده و تا زمانی که $\gamma = 0$ باشد، یعنی Y_i دارای روند زمانی باشد، این تخمین‌زن نمی‌تواند به درستی میزان اثرگذاری برنامه را بر متغیر وابسته‌ی Y_i نشان دهد. از این رو، لازم است متغیر توضیحی روند زمانی به عنوان یک متغیر مرتبط در مدل رگرسیونی لحاظ شود. این تخمین‌زن ساده گروه برنامه در مقابل کنترل در دوره زمانی بعد از اجرای برنامه، رگرسیون $Y_i = \alpha_2 + \delta_2 t_i + u_i$ در دوره پس از اجرای برنامه و برای دو گروه تیمار و کنترل به کار بسته می‌شود. آنگاه تخمین‌زن اثر اجرای برنامه از رابطه (۷) بدست خواهد آمد:

$$\hat{\delta}_2 = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_1^C \quad (۷)$$

امید ریاضی این تخمین‌زن مطابق رابطه (۸) می‌باشد:

$$E(\hat{\delta}_2) = E(\bar{Y}_1^T) - E(\bar{Y}_1^C) \quad (۸)$$

با بکارگیری رابطه (۱) رابطه (۹) بدست می‌آید:

$$E(\hat{\delta}_2) = E(\bar{Y}_1^T) - E(\bar{Y}_1^C) = [\alpha+\beta+\gamma+\delta] - [\alpha+\gamma] = \delta + \beta \quad (۹)$$

و بنابراین این برآوردگر هم تا زمانی که $\beta \neq 0$ است، اریب‌دار خواهد بود.

تخمین‌زن تفاضل در تفاضل از کسر نمودن تفاضل در میانگین‌های Y_i برای دوره پیش و پس از اجرای برنامه برای گروه کنترل از تفاضل در میانگین‌های Y_i مربوط به گروه تیمار پیش و پس از اجرای برنامه و مطابق رابطه‌ی (۱۰) تعریف می‌گردد. به همین دلیل به این تخمین‌زن، «تفاضل در تفاضل» گفته می‌شود.

$$\hat{\delta}_{DD} = (\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T) - (\bar{Y}_1^C - \bar{Y}_0^C) \quad (۱۰)$$

امید ریاضی تخمین‌زن مطابق رابطه (۱۱) بدست خواهد آمد:

$$E(\hat{\delta}_{DD}) = (E[\bar{Y}_1^T] - E[\bar{Y}_0^T]) - (E[\bar{Y}_1^C] - E[\bar{Y}_0^C]) \quad (۱۱)$$
$$= \{[\alpha+\beta+\gamma+\delta] - [\alpha+\beta]\} - \{[\alpha+\gamma] - [\alpha]\} = \delta$$

در قالب رگرسیون تعریف شده در (۱)، رابطه‌ی (۱۱) به صورت رابطه‌ی (۱۲) درخواهد آمد:

$$E(\hat{\delta}_{DD}) = \{E(Y_i | T_i = 1, t_i = 1) - E(Y_i | T_i = 1, t_i = 0)\} \quad (۱۲)$$
$$- \{E(Y_i | T_i = 0, t_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0, t_i = 0)\} = \delta$$

مشاهده می‌شود که تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی $\hat{\delta}$، یک تخمین‌زن نااریب برای δ است. به عبارتی اثر برنامه به روش تفاضل در تفاضل‌ها به صورت جدول ۱ محاسبه می‌گردد.

ب) جورسازی براساس نمره‌ی تمایل: جورکردن مشاهدات یک رهیافت شهودی برای برآورد آثار ناشی از اجرای یک سیاست است. این رهیافت به طور وسیعی برای ارزیابی میزان موفقیت سیاست‌های اجرا شده یا ارزیابی دقیق میزان اثرگذاری سیاست‌گذاری‌ها استفاده شده است. برخلاف تحلیل‌های رگرسیون تفاضل در تفاضل، برای انجام ارزیابی سیاست با به کارگیری جورسازی بر اساس نمره‌ی تمایل، داشتن تنها یک سال داده‌های مقطعی کفایت می‌کند.

جدول ۱- محاسبه اثر برنامه به روش تفاضل در تفاضل

Table 1- Calculate the program effect using the difference in difference method

	گروه کنترل (Treatment=0)	گروه تیمار (Treatment=1)	تفاضل در گروه (Group difference)
سال=۰ (Time=0)	α	$\alpha+\beta$	β
سال=۱ (Time=1)	$\alpha+\gamma$	$\alpha+\beta+\gamma+\delta$	$\beta+\delta$
تفاضل در سال (Time difference)	γ	$\gamma+\delta$	δ

رهیافت PSM اجازه می‌دهد که اثرات تیمار (اجرای سیاست) با شبیه‌سازی به یک آزمایش تصادفی به سبک ناپارامتریک برآورد شود. فرض بر این است که هر دو مشاهده با ارزش‌های یکسان، تفاوت قابل ملاحظه‌ای را در عکس‌العمل به درمان نشان نمی‌دهد. یعنی مشاهدات در گروه تیمار (کشورهای عضو معاهده) با مشاهدات گروه کنترل (سایر کشورها) همسان سازی می‌شوند. در نهایت هر مشاهده در گروه تیمار با یک مشاهده در گروه کنترل متناظر می شود. نتیجه پیش‌بینی این است که تفاوت‌های موجود در نتایج در میان هر جفت همسان‌سازی شده، فقط به خاطر اثر تیمار است و نه تفاوت‌های قابل مشاهده بین جفت‌ها.

در این روش، مشاهدات به دو گروه تقسیم شده به طوری که اگر کشور iام اثر درمانی را دریافت کند (در اینجا شرکت در معاهده) D_i برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر فرض می‌شود. همچنین مقدار متغیر مورد مطالعه برای فرد iام به صورت $Y_i(D_i)$ تعریف می‌شود به طوری که $i=1,...,N$ و N شامل تعداد کل مشاهدات است. اثر درمانی برای فرد iام به صورت رابطه‌ی (۱۳) نشان داده می‌شود (۶):

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \qquad (۱۳)$$

مهم‌ترین مشکلی که در محاسبه‌ی عبارت τ_i وجود دارد، این است که تنها یکی از مقادیر بالقوه از $Y_i(1)$ یا $Y_i(0)$ برای فرد iام قابل مشاهده است. اگر فرد iام در معرض اثر درمانی قرار گرفته باشد، $Y_i(0)$ مشاهده‌پذیر نیست و اگر فرد در معرض اثر درمانی قرار نگرفته باشد، $Y_i(1)$ قابل مشاهده نمی‌باشد. برای برآورد اثر درمانی بر افرادی که درمان را دریافت کرده‌اند، از رابطه (۱۴) استفاده می‌شود (۶):

$$\tau_{ATT} = E(\tau_i|D_i=1) = E(Y_i(1)|D_i=1) - E(Y_i(0)|D_i=0) \qquad (۱۴)$$

از آنجایی که مقدار میانگین فرضی برای آن‌هایی که در گروه تیمار قرار گرفته ولی تحت تاثیر اثر درمانی قرار نگرفته‌اند به عبارتی $E(Y_i(0)|D_i=1)$ قابل مشاهده نیست، به منظور برآورد مقدار میانگین اثر برنامه بر گروه تیمار (ATT)، بایستی جایگزین مناسبی برای آن پیدا کرد؛ زیرا به احتمال زیاد این مؤلفه خودش تعیین کننده مشارکت یا عدم مشارکت در برنامه بوده، یعنی D_i درون‌زا بوده و مقدار Y_i به مقدار D_i بستگی پیدا می‌کند. بنابراین مقدار متغیر مورد مطالعه برای گروه تیمار و کنترل متفاوت بوده و حتی در صورت عدم اثرات درمان، منجر به اریب ناشی از انتخاب نمونه می گردد (۱۶).

$$E(Y_i(1)|D_i=1) - E(Y_i(0)|D_i=0) = \tau_{ATT} + E(Y_i(0)|D_i=1) - E(Y_i(0)|D_i=0) \qquad (۱۵)$$

تفاضل سمت چپ رابطه (۱۵) و τ_{ATT}، اریب ناشی از انتخاب نمونه نامیده می‌شود. برای حل مشکل انتخاب نمونه، بایستی فرض-هایی درنظر گرفته شود. از جمله این فرض‌ها می‌توان به نابستگی شرطی اشاره کرد. این فرض بیان می‌کند که برای مجموعه متغیرهای کمکی X که تحت تأثیر اثرات درمانی قرار نمی‌گیرد، مقدار بالقوه متغیر مورد مطالعه مستقل از تخصیص بین گروه تیمار و کنترل است که این فرض به صورت رابطه (۱۶) نمایش داده می شود:

$$Y_i(0), Y_i(1) \perp D_i | X_i \qquad (۱۶)$$

یکی از فرض‌های مهم برای اعتبار تخمین ATT[1] با استفاده از رهیافت PSM، شرط تکیه‌گاه مشترک[2] یا شرایط هم‌پوشانی است، $0 < P(D_i=1|X_i) < 1$. این فرض تضمین می‌کند که افراد با مقادیر X_i یکسان، دارای احتمال مثبت مشارکت و عدم مشارکت هستند (۱۴). با فرض برقراری دو فرض گفته شده، برآوردگر PSM برای برآورد ATT می‌تواند به صورت رابطه (۱۷) نوشته شود (۶):

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E_{P(X)|D_i=1}\{E[Y_i(1)|D_i=1, P(X_i)] - E[Y_i(0)|D_i=1, P(X_i)]\} \qquad (۱۷)$$

به بیان دیگر، برآورد PSM، تنها یک تفاضل در میانگین افراد گروه تیمار و گروه کنترل است که از میانگین‌ها یک میانگین وزنی به وسیله وزن‌های توزیع نمره تمایل به مشارکت گرفته می‌شود (۱۶).

از آنجایی که کشورهای متعهد در پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس با هم متفاوت می‌باشند، لذا برای جداسازی کشورها به دو گروه کنترل و تیمار دو سناریوی متفاوت در نظر گرفته می‌شود. سناریوی اول شامل پروتکل کیوتو می‌باشد که در آن کشورهایی که طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ عضو پروتکل کیوتو بودند، به عنوان گروه تیمار و سایر کشورها جزو گروه کنترل در نظر گرفته می‌شوند. از آنجایی که در رگرسیون تفاضل در تفاضل دو دوره داده (پیش و پس از عضویت در پروتکل کیوتو) لازم می‌باشد، بنابراین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ نیز به عنوان سال‌های قبل از اجرای سیاست و سال های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ به عنوان سال‌های بعد از اجرای سیاست درنظر گرفته شد.

سناریوی دوم مربوط به توافق‌نامه‌ی پاریس است. در این توافق نامه، علاوه بر کشورهای جزء ضمیمه‌ی یک، سایر کشورهای در حال توسعه نیز به آن پیوستند. پس نمی‌توان گروه کنترل را گروهی در نظر گرفت که تحت این سیاست قرار نگرفته‌اند. حال با این تعریف جدید، سعی می‌شود گروه کنترل و تیمار را به خوبی جدا کرده و مقایسه لازم را بین آن‌ها انجام داد. از این رو، در توافق‌نامه پاریس

1- Average Treatment Effects on the Treated
2- Common Support

کشورهایی که از قبل عضو پروتکل کیوتو بوده جزو گروه کنترل و کشورهایی که جدیدا به این توافق‌نامه پیوستند، گروه تیمار در نظر گرفته می‌شود. توافق‌نامه پاریس در اواخر سال ۲۰۱۵ منعقد گردید. از این رو، در رگرسیون تفاضل در تفاضل، سال ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ را سال اجرای سیاست در نظر گرفته و با سال ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ (سال‌های قبل از اجرای سیاست) مقایسه می‌شود، تا اثر اجرای توافق‌نامه‌ی پاریس بر میزان انتشار CO_2 ارزیابی گردد.

در این بخش با توجه به مقدماتی که به آن‌ها اشاره شد، هدف ارزیابی تأثیر عضویت کشورها در «پروتکل کیوتو» و «توافق‌نامه پاریس» بر میزان انتشار CO_2 است. متغیر نتیجه[1] این تحقیق لگاریتم CO_2 است. برای برآورد معادله‌ی نمره‌ی تمایل باید دو انتخاب صورت گیرد. نخست انتخاب الگوی برآورد احتمال $P(D_i=1|X_i)$ و انتخاب دوم، متغیرهای کمکی این الگو است. معمولا الگوهای به کار بسته شده برای ارزیابی یک سیاست از الگوی پروبیت و یا لاجیت پیروی می‌نمایند.

متغیرهای بسیاری در این دو گروه از کشورها بر میزان انتشار CO_2 مؤثر بوده است. درآمد (GDP) از جمله متغیرهایی است که برای توضیح رابطه بین فعالیت‌های اقتصادی و آلودگی زیست محیطی به کار می‌رود. فرضیه منحنی کوزنتس (EKC[2]) پیش‌بینی می‌کند که در مراحل اویه رشد اقتصادی، رشد بالاتر با افزایش آلودگی همراه است، اما بعد از مدتی به علت استفاده از تکنولوژی‌های دوستدار محیط زیست، با افزایش آلودگی کاهش می‌یابد. این امر منجر به وجود یک رابطه به شکل U معکوس بین رشد اقتصادی و آلودگی می‌گردد. تحرکات بین‌المللی سرمایه نیز می‌تواند بر سطوح آلودگی ملی اثر بگذارد. چرا که ورود FDI به کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش آلودگی و تخریب محیط‌زیست می‌شود. چراکه کشورهای توسعه یافته تمایل دارند صنایع آلاینده خود را به کشورهایی سوق دهند که استانداردهای زیست محیطی ضعیف‌تری دارند. یکی دیگر از متغیرهای مورد بررسی در ادبیات پیشین اثر سهم صنعت در اقتصاد کشور بر میزان آلودگی است. به عبارتی بخش تولید آلوده‌کننده‌تر از بخش خدمات است و انتظار می‌رود متغیر مذکور با میزان آلودگی رابطه مثبتی داشته باشد. براساس مطالعات پیشین ویژگی‌های جمعیت‌شناختی از جمله درجه شهرنشینی نیز می‌تواند بر میزان آلودگی‌ها مؤثر باشد. از این رو، این متغیرها به عنوان متغیرهای کمکی یا همگن‌ساز وارد الگو می‌گردند. الگوی تجربی این مطالعه در رهیافت PSM به فرم لگاریتمی به صورت رابطه (۱۸) است:

$$(LnCO_2)_{it} = \alpha_i + \beta_1(kyoto-0r-Paris)_{it} + \beta_2 LnGDP_{it} + \beta_3(LnGDP_{it})^2 + \beta_4 LnAVI_{it} + \beta_5 LnFDI_{it} + \beta_6 LnUP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۸)$$

که در آن، $LnGDP_{it}$ لگاریتم GDP سرانه، $(LnGDP_{in})^2$ توان دوم لگاریتم GDP سرانه، AVI سهم ارزش افزوده بخش صنعت، FDI نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP، UP نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت و ε_{it} اجزای اخلال مدل است که فرض می‌شود توزیع مستقل و مشخصی دارد و $(LnCO_2)_{it}$ لگاریتم CO_2 سرانه به عنوان متغیر نتیجه درنظر گرفته می‌شود. الگوی تجربی مطالعه در رهیافت تفاضل در تفاضل به صورت رابطه (۱۹) می‌باشد:

$$(LnCO_2)_{it} = \alpha + \lambda_1 LnGDP_{it} + \lambda_2(LnGDP_{it})^2 + \lambda_3 LnAVI_{it} + \lambda_4 LnFDI_{it} + \lambda_5 LnUP_{it} + \beta(treatment)_i + \gamma(time)_i + \delta(treatment \times time)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۹)$$

در پروتکل کیوتو، کشوری که عضو این پروتکل باشد $treatment=1$، در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. در حالی که در توافق‌نامه پاریس کشورهایی که در سال ۲۰۱۵ به این توافق‌نامه پیوستند $treatment=1$ و برای کشورهایی که قبلا عضو پروتکل کیوتو بودند $treatment=0$ خواهد بود. در پروتکل کیوتو برای سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲، $time=1$ و برای سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ مقدار time صفر خواهد بود. در توافق نامه پاریس نیز برای سال‌های ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ میزان time برابر یک و برای سال‌های ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵، $time=0$ در نظر گرفته می‌شود. هدف تحقیق ارزیابی اثر برنامه و یافتن تخمین مناسب برای δ است. در اینجا $\hat{\delta}<0$ به معنی اثر مثبت عضویت کشورها در پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس در کاهش انتشار CO_2 است.

برای متغیر نتیجه دو حالت قابل تصور است، که هنگام وقوع حالت اول (عضویت کشور در پروتکل کیوتو و یا توافق‌نامه پاریس) مقدار یک و در صورت عدم عضویت مقدار صفر به خود می‌گیرد. در این تحقیق، ابتدا برای بدست آوردن احتمال این‌که عضویت کشورها در پروتکل کیوتو یا توافق‌نامه پاریس تأثیرگذار باشد، الگوی پروبیت و یا لاجیت تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از نمره تمایل بدست آمده، اثر عضویت کشورها بر میزان انتشار CO_2 سنجیده می‌شود. در رابطه (۲۰)، $treat_i$ برای گروه تیمار مقدار یک و برای گروه کنترل مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود.

$$treat_i = \alpha_i + \beta_1 LnGDP_i + \beta_2(LnGDP_i)^2 + \beta_3 LnAVI_i + \beta_4 LnFDI_i + \beta_5 LnUP_i + \varepsilon_i \quad (۲۰)$$

نمونه آماری این پژوهش شامل تمامی کشورهای جهان ۲۰۱۷ می‌باشد. با توجه به اینکه برخی از کشورها فاقد اطلاعات آماری مناسب جهت تحلیل بودند، از این رو در این مطالعه کشورهایی انتخاب شدند که اطلاعات مربوطه در در دسترس بود. داده‌های آماری مورد استفاده در این مطالعه برای بررسی پروتکل کیوتو به

1- Outcome Variable
2- Environmental Kuznets Curve

صورت سری زمانی و بر اساس داده‌های سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ و در توافق‌نامه‌ی پاریس برای سال‌های ۲۰۱۴ تـا ۲۰۱۷ بـوده اسـت. داده‌های CO_2 سرانه از مرکز تحقیقات اتحادیه اروپا (Edgar) بـرای تحقیقات جهانی اتمسفر، داده‌های مربوط به تولیـد ناخـالص داخلـی سرانه، نسبت سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خـارجی بـه GDP و نسـبت جمعیت شهری به کل از مرکز سازمان ملل متحد تجـارت و توسـعه (Unctadstat) و داده‌هـای مربـوط بـه سـهم ارزش افـزوده بخـش صنعت از تولید ناخالص داخلـی از بانـک جهـانی بـرای ۱۳۹ کشـور جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث

الف) پروتوکل کیوتو: با توجه به مقدماتی که در قسمت قبل اشاره شد، جهت برآورد اثر عضویت کشورها بر میـزان انتشـار CO_2، ابتدا یک مدل لاجیت یا پروبیت تخمین زده می‌شود و بر اسـاس آن نمره تمایل بدست می‌آید. در نهایت با استفاده از نمره تمایل بدسـت آمده جورسازی صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت در پروتکل کیوتو بر اساس رهیافت تفاضـل در تفاضـل در جـدول ۲ آمده است:

جدول ۲- نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت در رهیافت DiD (پروتکل کیوتو)

Table 2- Estimation Results of Probit model in DiD method (Kyoto protocol)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره Z Z statistics	سطح معنی داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	-0.16**	0.05	-3.2	0.002
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	0.005	0.02	0.24	0.80
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	-0.025*	0.015	-1.62	0.10
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	0.02**	0.007	2.83	0.005
لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	-0.09*	0.05	-1.79	0.07
عرض از مبدا (Cons)	-0.06	3.06	-0.02	0.98
Prob=0.007	LR chi2=15.85		Pseudo R^2= 0.37	

مأخذ: یافته‌های تحقیق (**، *به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد)

Source: Research findings (** and * respectively significantly in level of 5 and 10 percent)

همان‌طور که در جـدول ۲ نشـان داده شـده اسـت متغیرهـای GDP سرانه، سهم ارزش افزوده بخـش صـنعت و سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خارجی اثر منفی بر احتمال قرار گرفتن در یک گروه همسان داشته‌اند که به ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنـی‌دار مـی‌باشـند. همچنـین متغیر نسبت جمعیت شهری اثری مثبت داشته که در سـطح ۵ درصـد معنی‌داراست. جدول ۳ خروجی رگرسیون تفاضل در تفاضـل را نشـان می‌دهد. در این رگرسیون ضریب متغیر DiD همان پارامتر یعنـی اثـر عضویت در پروتکل کیوتو بر انتشار CO_2 است. مقـدار ضـریب برابـر ۱/۸۹ و علامت ضریب بدست آمده منفی است. ضـریب منفـی بـدین معنی است که عضویت کشورها در پروتکل کیوتـو سـبب کـاهش در میزان انتشار CO_2 به اندازه ۱/۸۹ درصد شده است.

بر اساس رهیافت PSM نیز اثر عضـویت در پروتکـل کیوتـو بـر انتشار CO_2 بررسی گردید. نتایج حاصل از تخمین الگوی لاجیـت در روش PSM در جدول ۴ گزارش گردیده است. در ایـن الگـو ضـرایب سهم ارزش افزوده، نسبت جمعیت شهری و سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خارجی معنی‌دار گردیده‌اند. متغیر سهم ارزش افزوده بخـش صـنعت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر منفی و متغیرنسبت جمعیت شـهری اثر مثبت بر احتمال قرار گرفتن در یک گروه همسان داشته‌اند.

پس از تخمین الگـوی PSM بایسـتی آزمـون تـوازن متغیرهـای کمکی قبل از برآورد اثر درمانی مورد بررسی قـرار گیـرد. بـه عبـارت دیگر هدف از این آزمون بررسی این موضوع است کـه آیـا عضـویت کشورها در هر کدام از معاهده‌ها مستقل از مشخصه‌هـای کشـورهای عضو است یا خیر. جدول ۵ نتایج حاصل از آزمون توازن الگوی PSM را نشان می‌دهد. همان گونه که مشاهده می‌شـود قبـل از جورسـازی بین میانگین متغیرهای کنترلـی گـروه تیمـار و گـروه کنتـرل تفـاوت معنی‌داری وجود داشته است از این رو نمی‌توان به نتایج اثـر پروتکـل کیوتو اعتماد کرد. در حالی‌کـه بعـد از جورسـازی، آمـاره t-test بـرای تمامی متغیرهای کمکی در هر دو گروه تیمار و گروه کنترل در سـطح ۱۰ درصد فرضیه برابری میانگین رد نشـده اسـت. بـه عبـارت دیگـر مقادیر میانگین متغیرهای کمکی الگـوی PSM دارای میـانگین‌هـای

برابری هستند. به این ترتیب نمی‌توان فرضیه‌ی توازن را رد کرد و بنابراین، میانگین متغیرهای کمکی در هر دو گروه بعد از جورسازی تفاوت معنی‌داری ندارند.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که درصد اریب متغیرهای کمکی در هر دو گروه کنترل و تیمار بعد از جورسازی نسبت به قبل از جورسازی به میزان قابل توجهی کاهش یافته و الگو توانسته شرایط جورسازی در گروه کنترل برای مقایسه با گروه تیمار را جستجو و پیدا نماید. درصد اریب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی در شکل ۱ قابل مشاهده است. همان‌طور که شکل ۱ نشان می‌دهد، اختلاف بین متغیرهای کمکی در گروه تیمار و کنترل بعد از جورسازی به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است. به طوری که، این اختلاف برای متغیر GDP حدود ۷۲/۶ درصد و نسبت جمعیت جمعیت شهری به کل ۹۶/۲ درصد کاهش یافته است. در شکل ۲ مقادیر نمره‌ی تمایل توابع توزیع برای هر دو گروه تیمار و کنترل نشان داده شده است. این نمودار تأیید می‌کند که تابع توزیع چگالی نمره‌ی تمایل هر دو گروه پس از تخمین الگو PSM دارای تکیه‌گاه مشترک هستند که به معنی معتبر بودن تخمین الگوی PSM می‌باشد.

جدول ۳- نتایج حاصل از رگرسیون تفاضل در تفاضل (پروتکل کیوتو)

Table 3- Results from DiD regression (Kyoto protocol)

متغیر نتیجه Outcome variable	لگاریتم CO_2 Log CO_2	انحراف معیار Standard deviation	آماره t t Statistics	سطح معنی‌داری Prob
سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ (t=0) (From 2005 to 2008)				
گروه کنترل (C) (Control group)	5.74			
گروه تیمار (T) (Treated group)	7.83			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	2.08***	0.07	2.97	0.004
سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ (t=1) (From 2005 to 2008)				
گروه کنترل (C) (Control group)	7.85			
گروه تیمار (T) (Treated group)	8.04			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	0.019**	0.09	2.11	0.05
تفاضل در تفاضل (Difference in difference)	-1.89**	0.9	-2.1	0.045

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد)

Source: Research findings (*** and ** respectively significantly in level of 1 and 5 percent)

جدول ٤- نتایج حاصل از تخمین مدل لاجیت در الگوی PSM (پروتکل کیوتو)

Table 4- Estimation Results of logistic model in PSM method (Kyoto protocol)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره z z Statistics	سطح معنی داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	0.14	0.39	0.38	0.7
توان دوم لگاریتمGDP سرانه (The square of Log GDPP)	-0.004	0.01	-0.29	0.76
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	-0.022**	0.008	-2.52	0.012
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	0.04***	0.005	8.9	0.000
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	-0.017*	0.009	-1.88	0.10
عرض از مبدا (Cons)	2.76	2.27	1.22	0.22
Prob= 0.000		LR chi2=90.97		Pseudo R^2= 0.33

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح۱، ۵ و ۱۰ درصد)

Source: Research findings (*** significantly in level of 1 percent)

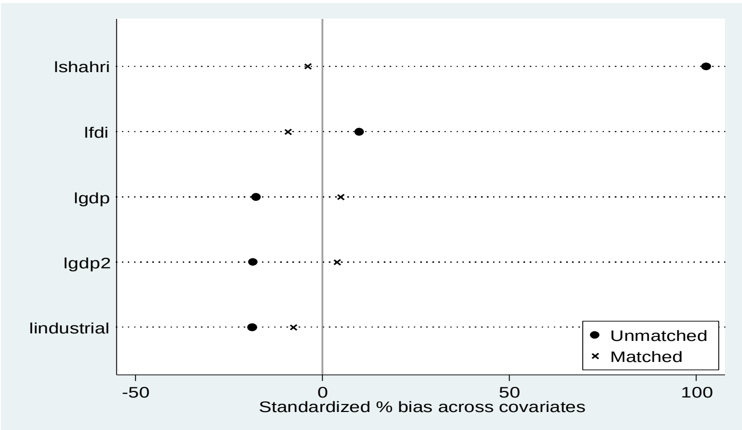
جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون توازن الگو PSM (پروتکل کیوتو)

Table 5- Results from balance test in PSM method (Kyoto protocol)

		میانگین گروه تیمار **Treated mean**	میانگین گروه کنترل **Control mean**	درصد اریب **%Bias**	درصد قدرمطلق کاهش اریب **%Reduce $\|bias\|$**	آماره t **t Statistics**	معنی‌داری **Prob**
لگاریتم GDP سرانه	U	10.7	11.14	-17.7		-1.61	0.1
(Log GDPP)	M	10.7	10.6	4.9	72.6	0.38	0.7
توان دوم لگاریتمGDP سرانه	U	119.8	130.4	-18.6		-1.68	0.09
(The square of Log GDPP)	M	119.8	117.6	3.9	79.3	0.30	0.76
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی	U	3.11	3.2	-18.9		-1.83	0.06
(Log the share of industrial value added from GDP)	M	3.11	3.15	-7.8	58.7	0.55	0.58
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل	U	4.25	3.85	102.6		7.83	0.000
Log the proportion of urban population to total)	M	4.25	4.27	-3.9	96.2	-0.58	0.565
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP	U	1.26	1.13	9.9		0.86	0.39
(Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	M	1.26	1.38	-9.2	6.7	-0.7	0.48

مأخذ: یافته‌های تحقیق (U قبل از جورسازی و M بعد از جورسازی)

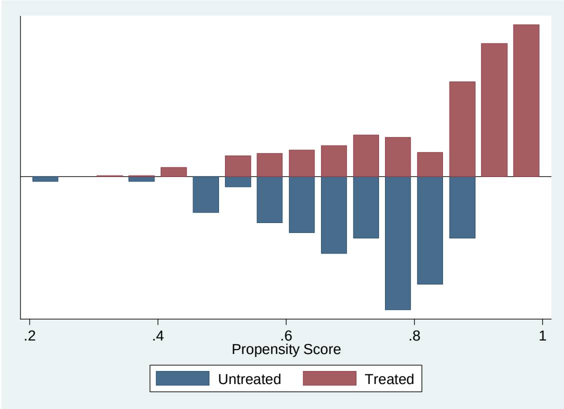
Source: Research findings (U before matching and M after matching)



شکل ۱- درصد اریب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی (پروتکل کیوتو)

Figure 1- %Bias of covariates before and after matching (Kyoto protocol)

پس از برررسی‌های لازم، در نهایت اثرات درمانی عضویت کشورها در پروتکل کیوتو بر انتشار CO_2 در جدول ۶ ارائه شده است. یافته‌های جدول ۶ نشان می‌دهد که پروتکل کیوتو توانسته است حدود ۱/۷۶ درصد از انتشار CO_2 در کشورهای پیشرفته عضو این پروتکل را کاهش دهد. این یافته از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان‌می‌دهد پروتکل کیوتو در کشورهای متعهد توانسته بر کاهش انتشار CO_2 اثر بگذارد.



شکل ۲- ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه تیمار و کنترل بعد از جورسازی (پروتکل کیوتو)

Figure 2- Evaluation the common support of treated and control group after matching (Kyoto protocol)

جدول ٦- تأثیر پروتکل کیوتو بر انتشار CO_2

Table 6- The effects of the Kyoto Protocol on CO_2 emissions

متغیر **Variable**	ضریب **Coefficient**	انحراف معیار A-I **Abadie-Imbens standard error**	آماره t **t Statistics**	سطح معنی‌داری **Prob**
انتشار CO_2 (CO_2 emissions)	-1.76***	0.24	-7.25	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (** significantly in level of 5 percent)

ب) توافق‌نامه پاریس: تقریبا همه‌ی کشورها توافق‌نامه پاریس را امضا نمودند. بنابراین، نمی‌توان گروه کنترل را گروهی در نظر گرفت که تحت این سیاست قرار نگرفته‌اند. لذا با یک تعریف جدید، سعی گردید گروه کنترل و تیمار جدا شود. در این توافق‌نامه گروه کنترل، تمام کشورهای پیشرفته‌ای درنظر گرفته شد که قبلا عضو پروتکل کیوتو بوده و گروه تیمار نیز شامل کشورهای در حال توسعه‌ای گردید که برای کاهش گازهای گلخانه‌ای توافق‌نامه پاریس را امضا نمودند. در این قسمت نیز برای تعیین اثر عضویت کشورها در توافق‌نامه پاریس بر انتشار CO_2 از دو رهیافت DiD و PSM استفاده گردید. نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت بر اساس رهیافت DiD در توافق‌نامه پاریس در جدول ۷ گزارش شده است.

جدول ۷- نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت براساس رهیافت DiD (توافق‌نامه پاریس)

Table 7- Estimation results of Probit model in DiD method (Paris agreement)

متغیر **Variable**	ضریب **Coefficient**	انحراف‌معیار **Standard deviation**	آماره z **z Statistics**	سطح معنی‌داری **Prob**
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	-0.29***	0.1	-2. 9	0.000
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	0.01	0.01	0.83	0.4
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	-0.02***	0.009	-2.62	0.009
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	0.025***	0.004	5.37	0.000
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	-0.05**	0.018	-2.7	0.107
عرض از مبدا (Cons)	-0.29	1.79	-0.16	0.87
Prob=0.000	LR chi2=47.6		Pseudo R^2=0.31	

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد)

Source: Research findings (*** and * respectively significantly in level of 1 and 10 percent)

متغیرهای GDP، سهم ارزش افـزوده بخـش صـنعت و سـرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر منفی و معنـی‌دار و متغیـر نسـبت جمعیـت شهری اثر مثبت و معناداری بـر احتمـال قـرار گـرفتن در یـک گـروه همسان در توافق‌نامه پاریس داشته است.

جدول ۸- نتایج حاصل از رگرسیون تفاضل در تفاضل (توافق‌نامه پاریس)

Table 8- Results from DiD regression (Paris agreement)

متغیر نتیجه Outcome variable	لگاریتم CO_2 Log CO_2	انحراف معیار Standard deviation	آماره t z Statistics	سطح معنی‌داری Prob
سال ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ (t=0) (2015 year)				
گروه کنترل (C) (Control group)	1.48			
گروه تیمار (T) (Treated group)	0.52			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	-0.95***	0.099	-9.7	0.000
سال ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ (t=1) (2016 year)				
گروه کنترل (C) (Control group)	1.495			
گروه تیمار (T) (Treated group)	-0.67			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	-2.16***	0.1	-21.6	0.000
تفاضل در تفاضل (Difference in difference)	-1.21***	0.14	-8.61	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (***significantly in level of percent)

بعد از برآورد مدل پروبیت، در نهایت اثـرات درمـانی عضـویت در توافق‌نامه پاریس (گروه تیمار)، در جدول ۸ ارائه شـده اسـت. ضـریب متغیر تفاضل در تفاضل برابر ۱/۲۱- بود که نشان دهنده آن است که عضویت کشورها در توافق‌نامه پاریس که تـا قبـل از آن تعهـدی بـه کاهش گازهای گلخانه‌ای نداشتند، باعـث گردیـده اسـت کـه میـزان انتشار سرانه CO_2 حـدود ۱/۲۱ درصـد کـاهش یابـد. نتـایج حاصـل تخمین الگوی لاجیت براسـاس الگـوی PSM در جـدول ۹ گـزارش گردید است.

جدول ۹- نتایج حاصل از تخمین الگوی لاجیت در روش PSM (توافق نامه پاریس)

Table 9- Estimation Results of logistic model in PSM method (Paris agreement)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره z z Statistics	سطح معنی‌داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	0.23***	0.44	5.86***	0.000
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	-0.007	0.19	-0.41	0.68
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	0.85***	0.30	2.8***	0.005
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	-2.61	0.47	0.51	0.61
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	0.38***	0.1	3.58***	0.000
عرض از مبدا (Cons)	7.83**	3.31	2.36**	0.01
Prob=0.000	LR chi2=62.72		Pseudo R2=0.30	

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد)

Source: Research findings (*** and * respectively significantly in level of 1 and 10 percent)

مشابه حالت قبل بایستی قبل از برآورد اثر درمانی، آزمـون تـوازن متغیرهای کمکی صورت پـذیرد. خروجـی ایـن آزمـون در جـدول ۱۰ گزارش شده است. متغیرهایی که سطح معنی‌داری مربوط بـه آمـاره t آن‌ها بزرگ‌تر از ۵ درصد می‌باشد، به خوبی جورسازی شده و متـوازن هستند. یعنی اینکه ویژگی‌های مشاهده‌پذیر کشورهای دو گروه تفاوت معنی‌داری با هم نداشته و یافته‌ها از قابلیت اعتمـاد بـالایی برخـوردار است. نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد که میانگین متغیرهای کمکی در هر دو گروه کنترل و گروه تیمار بعد از جورسازی نسـبت بـه قبـل از جورسازی به میزان قابل توجهی کـاهش یافتـه اسـت. درصـد اریـب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی در شـکل ۳ قابـل مشـاهده است.

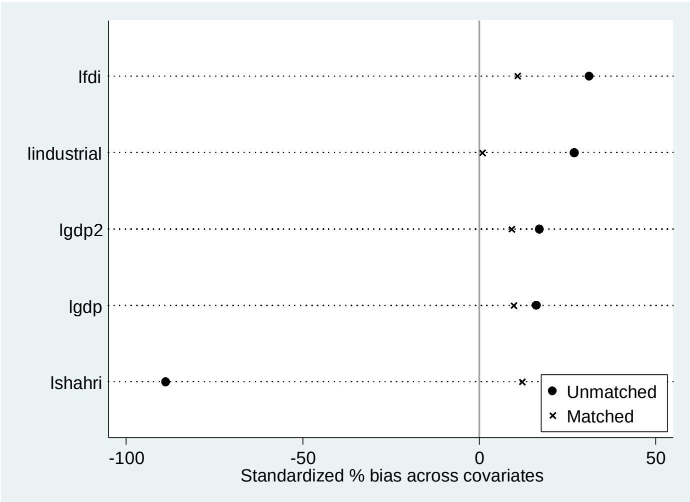
جدول ۱۰- نتایج حاصل از آزمون توازن در الگوی PSM (توافق‌نامه پاریس)

Table 10- Results from balance test in PSM method (Paris agreement)

		میانگین گروه تیمار Treated mean	میانگین گروه کنترل Control mean	درصد اریب %Bias	درصد قدرمطلق کاهش اریب %Reduce $\|bias\|$	آماره t t Statistics	معنی‌داری Prob
لگاریتم GDP سرانه	U	11.36	10.97	16.1		1.71	0.09
(Log GDPP)	M	11.04	10.80	9.8	39	0.66	0.51
توان دوم لگاریتمGDP سرانه	U	135.7	125.5	17.1		1.62	0.1
(The square of Log GDPP)	M	126.8	121.3	9.2	46.3	0.63	0.52
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی	U	3.15	3.03	26.9		2.01	0.04
(Log the share of industrial value added from GDP)	M	3.04	3.04	0.9	96.5	0.06	0.995
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل	U	3.92	4.26	-88.8		-5.98	0.000
(Log the proportion of urban population to total)	M	4.29	4.24	12.1	86.3	1.18	0.24
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP	U	1.037	0.64	31.2		2.45	0.015
(Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	M	0.93	0.79	10.8	65.2	0.66	0.51

مأخذ: یافته‌های تحقیق (U قبل از جورسازی و M بعد از جورسازی)

Source: Research findings (U before matching and M after matching)

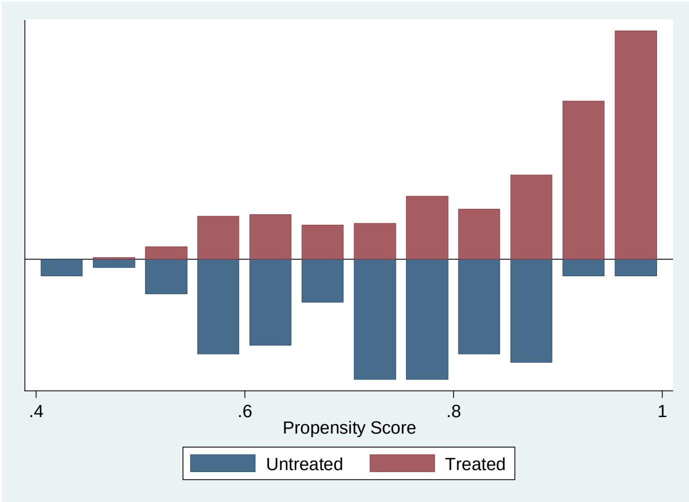


شکل ۳- درصد اریب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی (توافق‌نامه پاریس)

Figure 3- % Bias of covariates before and after matching (Paris agreement)

همچنین لازم است وجود تکیه‌گاه مشترک در دامنه توزیع تجربی مقادیر نمره‌ی تمایل محاسبه شده برای احتمال مشترک بالقوه تمام افراد نمونه در برنامه آزمون گردد. همان‌طور که در شکل ۴ دیده می شود، ویژگی تکیه‌گاه مشترک به خوبی حاصل شده است.

اثرات درمانی عضویت کشورها در توافق‌نامه‌ی پاریس بر انتشار سرانه CO_2 در جدول (۱۱) ارائه شده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که تعهد کشورهای در حال توسعه به کاهش گازهای گلخانه‌ای باعث گردید حدود ۲/۸ درصد از انتشار سرانه CO_2 در کشورهای متعهد کاهش یابد. این مسئله بیانگر این واقعیت است که در صورت عدم اجرای تعهد کشورهای در حال توسعه انتظار می‌رفت انتشار CO_2، ۱/۴۵ درصد بیش‌تر از شرایط اجرای این توافق‌نامه باشد.



شکل ٤- ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه تیمار و کنترل بعد از جورسازی (توافق‌نامه پاریس)

Figure 4- Evaluation the common support of treated and control group after matching (Paris agreement)

جدول ۱۱- تاثیر توافق‌نامه پاریس بر انتشار CO_2

Table 11- The effects of Paris agreement on CO_2 emissions

متغیر **Variable**	ضریب **Coefficient**	انحراف معیار A-I **A-I standard Error**	آماره t **t Statistics**	سطح معنی‌داری **Prob**
انتشار CO_2 (CO_2 emissions)	-1.45***	0.21	-6.67	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (*** significantly in level of 1 percent)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

براساس آنچه ارائه شد چالش‌ها و فرصت‌های پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس بر اساس نتایج مدل‌های مختلف، متفاوت است. اما آنچه مسلم است این است که این معاهده‌های بین‌المللی در کاهش انتشار CO_2 موفقیت‌آمیز عمل کرده است. با اینکه تعداد کشورهای متعهد به کاهش انتشار CO_2 در توافق‌نامه پاریس بیشتر از پروتکل کیوتو می‌باشد ولی میزان کاهش انتشار CO_2 در پروتکل کیوتو بیشتر از توافق‌نامه پاریس می‌باشد یکی از دلایل کم بودن تاثیر این توافق‌نامه بر انتشار آلاینده مورد نظر این است که کشورهای جهان در سه سال اخیر این توافق‌نامه را امضا کرده‌اند و ممکن است برخی کشورها هنوز سیاست‌های زیست‌محیطی خود را با این توافق‌نامه همسو نکرده‌اند.

در مطالعات مختلف نتایج متفاوتی از بررسی اثرات معاهده‌های بین‌المللی بر میزان انتشار آلاینده‌ها صورت گرفته است. مطالعه‌ی اکویک و تیجوتا (۱) که به بررسی اثرات پروتکل هلسینکی[1] و اسلو[2] با استفاده از رگرسیون تفاضل در تفاضل صورت گرفته بود، نشان داد که پروتکل‌های مورد نظر هیچ‌گونه اثری بر کاهش انتشار سولفور دی‌اکسید نداشته است. نتیجه مطالعه‌ی ایشیل و فلبرمای (۳) بر اساس رهیافت تفاضل در تفاضل نشان داد که تعهد کشورهای عضو پروتکل کیوتو باعث کاهش انتشار CO_2 به میزان ۷ درصد و هیچ‌گونه تأثیری بر ردپای کربن نداشته و باعث افزایش واردات کربن به میزان ۱۴ درصد گردیده است. تفاوت مطالعه حاضر با مطالعه‌ی ایشیل و فلبرمای (۲) این است که اولاً مطالعه‌ی ایشان برای ۴۰ کشور بوده که در آن ۱۳ کشور در گروه کنترل و ۲۷ کشور در گروه تیمار قرار گرفتند. ثانیاً سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۰۱ دوره تیمار و سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۷ و ۲۰۰۷-۲۰۰۴ به عنوان دوره کنترل در نظر گرفته شد.

پروتکل کیوتو کشورهای صنعتی را ملزم به کاهش نشر گازهای گلخانه تا حداقل ۵ درصد نموده بود، عدم مشارکت برخی دولت‌های توسعه یافته که سهم شایان توجهی در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارند که از جمله می‌توان به مخالفت دو کشور ایالات متحده و استرالیا از اجرای پروتکل کیوتو اشاره نمود. وقتی پروتکل کیوتو برای

1- Helsinki

2- Oslo

کاهش غلظت گازهای گلخانه‌ای نهایی شد، ایالات متحده با آنکه از اولین امضاء کنندگان این پروتکل بود، اما در نهایت، تنها امضاء کننده‌ای شد که پروتکل را مورد تأیید نهایی قرار نداد و اعلام کرد که میزان تولید دی اکسید کربن خود را کاهش نمی‌دهد. چرا که معتقد بودند این پروتکل شامل اهداف منع کننده برای توسعه است و ممکن است به ضرر جدی برای اقتصاد کشورشان منجر شود، در حالی که سرانه‌ی انتشار دی‌اکسید کربن در استرالیا و ایالات متحده آمریکا در سال ۲۰۱۲ معادل ۱۸/۹ و ۱۶/۸ تن به ازای هر نفر است و به ترتیب در رتبه‌های ۱۳ و ۱۴ جهان قرار دارد و حدود ۱۶ درصد انتشار دی اکسید کربن ناشی از احتراق سوخت جهان را به خود اختصاص داده‌اند (۱۰).

از آنجایی که نتایج تحقیق نشان داد که پروتکل کیوتو باعث کاهش CO_2 به میزان ۵ درصد نگردیده است، از این رو پیشنهاد می‌گردد سازمان‌هایی ناظر به اجرای این قوانین در سطح بین‌الملل به وجود آید که به طور جدی بر اجرای این قوانین نظارت داشته باشد. همچنین می‌توان با اعمال سیاست‌های تشویقی، مبنی بر رعایت ملاحظات زیست محیطی کشورهای جهان را برای یاری هر چه بیشتر در جلوگیری از تخریب محیط زیست ترغیب کرد و یا کشورهایی که متعهد به رعایت ملاحظات زیست محیطی نیستند را با اعمال جریمه مورد توبیخ قرار داد. همین‌طور این توافق‌نامه‌ها بایستی ابزار و شتاب لازم برای سیر به سمت اقتصاد کم کربن و مقاوم در برابر تغییرات شدید آب و هوایی را برای همگان و به ویژه کشورهای در حال توسعه اثرگذار، برای سرمایه‌گذاری خارجی در خود جای دهد و دولت‌ها در این مورد باید رهبری پیشتازانه‌ای را عهده‌دار شوند و بخش خصوصی را به تحرک درآورند

منابع

1- Aakvik A., and Tjotta S. 2011. Do collective actions clear common air? The effect of international environmental protocols on sulphor emissions. European Journal of Political Economy 27(2): 343-351.

2- Aarts P., and Janssen D. 2003. Shades of opinion: the oil exporting countries and international climate politics. The Review of International Affairs 3(2): 332-351.

3- Aichele R., and Felbermayr G. 2012. Kyoto and carbon footprint of nations. Journal of Environmental Economics and Management 63(3): 336-354.

4- Alizadeh R., Maknoon R., Majidpour M., and Salimi J. 2015. Energy Policy in Iran and International Commitments for GHG Emission Reduction. Journal of Invironmental Science and Technology 17(1): 183-198. (In Persian)

5- Bargaoui S., Liouane N., and Nouri N. 2014. Environmental impact determinants: an empirical analysis based on the STIRPAT model. Procedia-Social and Behavioral Sciences 109: 449–458.

6- Caliendo M., and Kopeinig S. 2005. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. IZA discussion paper No, 1588, forthcoming in Journal of Economic Surveys.

7- Chudgar A., and Quin E. 2012. Relationship between private schooling and achievement: Results from rural and urban India. Economics of Education Review 31(4): 376–390.

8- Dabiri M. 2007. Environmental pollution of air, water, soil-sound. Ettehad publishing, Shahid Beheshtiy University. (In Persian)

9- Dehejia R.H., and Wahba S. 1999. Casual effects in non-experimental studies: reevaluating the evaluation of training programs. Journal of the American Statistical Association 94(448): 1053–1062.

10- EDGAR. 2018. Emission Database for Global Atmospheric Research. Available in: https://edgar.jrc.ec.europa.eu/

11- Faryadras V.A., Jeyran A., Shabanzadeh M., and Jahadgar R. 2017. Economic and welfare analysis of milk guaranteed purchasing scheme. Agricultural Economics and Development 25(97): 55-74. (In Persian)

12- Gorbani M., Kochaki A., and Matlabi M. 2009. Estimation environmental costs of greenhouse gas emissions in dairy farms in Mashhad. Agricultural Economics and Development 17(66): 43-63. (In Persian)

13- Grunewald N., and Martinez-Zarzoso L. 2016. Did the Kyoto protocol fail? An evaluation of the effect of the Kyoto protocol on CO_2 emissions. Environmental Development Economics 21(1): 1-22.

14- Hashemi M., Nasr Elahi Z., and Bameri S. 2017. The affecting factors on environment and sustainable development in MENA and OECD countries; Based on STIRPAT. Compairative Economics 3(2) 127-148. (In Persian)

15- Heckman J.J., Ichimura H., and Todd P.E. 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. Review of Economic Studies 64(4): 605-654.

16- Keshavarz Hadad Gh. 2016. Microeconometric data analysis and policy assessment. Nashr Ney publishing. Tehran. (In Persian)

17- Keshavarz Haddad G.H., and Heidari H. 2015. Evaluation of collateral policy on credit value of firm and loan rationing using propensity score matching. Journal of Monetary and Banking Research 8(25): 331-354. (In

Persian)
18- Lechner M. 2010. The estimation of causal effects by difference-in difference methods. Foundations and Trends in Econometrics 4(3): 165–224.
19- List J., Daniel L., Millimet D.L., Fredriksson P., and Warren McHone W. 2003. Effects of environmental regulations on manufacturing plant births: evidence from a propensity score matching estimator. The Review of Economics and Statistics 85(4): 944–952.
20- Mendola M. 2006. Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity-score matching analysis for rural Bangladesh. Food Policy 32(3): 372-393.
21- Mohammadi H., Abbasi F., and Karbakhsh Ravary S. 2017. Assessment of environmental and economic consequences of global warming with emphasis on the achievements of Kyoto protocol implementation in Iran. Environmental Researches 7(14): 17-23. (In Persian)
22- Pan D. 2014. The impact of agricultural extension on farmer nutrient management behavior in Chinese rice production: a household-level analysis. Sustainability 6(10): 6644-6665.
23- Pishbahar E., Sani F., and Dashti Gh. 2017. Evaluating the impact of guaranteed price policy in the barley: using propensity score matching method (PSM). Iranian Agricultural Economics Society, Articles in Press, Accepted Manuscript. Available Online from 15 July 2017. (In Persian)
24- Pufahl A., and Weiss C.R. 2008. Evaluating the effects of farm programs: results from propensity score matching. 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists– EAAE 2008.
25- Rahimi N., and Bakhtiar M. 2006. Kyoto protocol, approaches and challenges. Journal of Inviromental Science and Technology 8(2): 79-94. (In Persian)
26- Shabanzadeh M., Shahnoshi N., Daneshvar M., Ghorbani M., and Mojaverian M. 2013. Investigating the effectiveness of credits early returns firms in the beekeeping industry. Agricultural Science and Sustainable Production 22(4): 29-44. (In Persian)
27- Shahnoushi N., Daneshvar M., Tabaraee M., Shabanzadeh M., and Akbari M. 2012. Survey of the effect using of graduates of agriculture (livestock science) on the total productivity of factors of production (TFP) in dairy of Khorasan Razavi's province. Agricultural Economics and Development 20(79): 89-112. (In Persian)
28- UNCTADSTAT. 2018. United Nation Conference on Trade and Development. Available in: https://unctadstat.unctad.org.
29- UNFCCC. 2018. Available in: https://unfccc.int/.
30- WDI 2018. World Development Indicators. Available in: https://data.worldbank.org/indicator.

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 33, No. 3, Fall 2019, p. 221-237

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۳، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۸، ص. ۲۳۷-۲۲۱

Analyzing the Impact of Kyoto Protocol and Paris Agreement on CO_2 Emissions: Using DiD and PSM Methods

E. Pishbahar[1*]- F. Sani[2]- M. Ghahremanzadeh[3]
Received: 19-05-2018
Accepted: 24-08-2019

Introduction: Global warming is an important issue for all people in the world. Once greenhouse gases (GHGs) are generated, they accumulate in the atmosphere for a very long period. For this reason, the scope of their impact is not only limited to the present generation, but also will continue to affect coming generations. Due to these long lasting effects, global warming must be dealt with seriously in order to achieve environmental and economic sustainability. Among the six dominant greenhouse gases (GHGs) mentioned by the UNFCCC, carbon dioxide emissions (CO_2) are the main contributor to the bulk of accumulated GHG emissions and showing the highest growth rates over time. These national climate action plans, communicated by 189 participating countries to date, will not be sufficient to meet the level required to stay well below 2°C. In order to achieve the long term goals contained in the Agreement, governments will regularly set or update their emissions reductions targets. Hence, the international community has taken some measures to solve this problem it includes the Kyoto Protocol and the Paris Agreement.

Materials and Methods: In this paper, we empirically investigate the impact of the Kyoto Protocol and Paris Agreement on CO_2 emissions using a sample of 139 countries.To analyze the effect of the Kyoto Protocol on the emission of CO_2, the period 2005-2012 are considered and in Paris agreement the years of 2014-2017 are included. We propose the use of a difference-in-difference (DiD) regression and a propensity score matching (PSM) methods to address the endogeneity of the policy variable, namely Kyoto and Paris commitments. Countries are matched according to observable characteristics to create a suitable counterfactual. We correspondingly estimated a panel data model for the whole sample and the matched sample and compared the results to those obtained using a Covariates variable. The model proposed to estimate the effects of the Kyoto Protocol on CO_2 emissions includes GDP, Foreign direct investment (FDI), The proportion of urban population to total (UP), The share of value added in industry (AVI) as main drivers of emissions. A differences-in-difference estimator has been proposed, in which rather than evaluating the effect on the outcome variable, evaluating the effect on the change in the outcome variable before and after the intervention is done. Our inference in difference in difference method is based on the differences between committed and non-committed countries over two time periods: a pre-treatment period of 2014-2015 and a post-treatment year of 2016-2017.

Results and Discussion: As the coefficient for facing future commitments from Kyoto protocol and Paris Agreement is statistically significant, we conclude that the Kyoto protocol and Paris agreement effect are due to pre-ratification differences in emissions. In Kyoto protocol the results of the difference in difference method indicate that countries that face emission commitments emit on average 1.89 percent less CO_2 compared to the control group of countries, which face similar conditions in terms of GDP, FDI, and AVI and UP, but do not have to cut emissions. In propensity score matching result illustrate CO_2 emissions has reduced by 1.76 percent. Similar to other studies estimating the Kyoto effect, we also obtain that ratifying Kyoto has a negative and significant effect on emissions. In particular, our results show that a country with emission commitments emits on average 1.8 percent less CO2 than a country without reduction commitments. The results of the difference in difference method indicate that countries with emission commitments from the Paris agreement has reduced on average about 1.21 percent less CO2 than similar countries that did not ratify the agreement and according to the PSM method, in the commitment countries in Paris agreement, it has dropped by 1.45 percent.

Conclusion: According to the result, the impact of the Kyoto Protocol and the Paris Agreement based on two approaches are different, but it is obviously clear that these international agreements have been successful in reducing CO_2 emissions. Yet, in order to stabilize global warming at 2 degrees Celsius, much more serious measures would have to be taken. Although emissions from the developed countries with reduction commitments have declined and some countries achieved their targets, the decline in emissions is unlikely to be enough to stabilize levels of GHGs in the atmosphere. The main policy recommendation derived from this study is that policy makers should actively work

1, 2 and 3- Associate Professor, Ph.D. Student and Associate Professor Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, respectively.
(*- Corresponding Author Email: Pishbahar@yahoo.com)

towards finding a way of extending the international agreement to a wider range of countries, including the so-called new industrialized nations, which indeed should be renamed ‘already’ industrialized countries.

Keywords: Difference in difference method, Kyoto protocol, Paris agreement, Propensity score matching method